

Die Wirkung materieller Incentives auf den Rücklauf einer schriftlichen Panelbefragung

Arzheimer, Kai; Klein, Markus

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Arzheimer, K., & Klein, M. (1998). Die Wirkung materieller Incentives auf den Rücklauf einer schriftlichen Panelbefragung. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 43, 6-31. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-199787>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Die Wirkung materieller Incentives auf den Rücklauf einer schriftlichen Panelbefragung¹

von Kai Arzheimer² und Markus Klein

Zusammenfassung:

Im vorliegenden Aufsatz untersuchen wir den Einfluß materieller Incentives auf die Ausschöpfungs- und die Haltequote einer zweiwelligen schriftlichen Panelbefragung. Dabei zeigt sich, daß Incentives die Ausschöpfungsquote signifikant erhöhen, wobei dieser Effekt in der ersten Panelwelle stärker ausfällt als in der zweiten. Darüber hinaus können wir zeigen, daß kein Hysteresis-Effekt existiert und die beiden Incentives unabhängig voneinander wirken. Effekte der Incentives auf die Stichprobenzusammensetzung lassen sich nicht nachweisen.

Abstract:

In the present paper we investigate the influence that material incentives have on the response rate and the panel mortality of a two-wave mail survey panel. We can show that incentives increase the response rate significantly, this effect being stronger in the first panel wave than in the second. Furthermore, we can demonstrate that there is no hysteresis effect and that the effect of one incentive is independent of the other one. There is no evidence of incentive effects on the sample composition.

1 Einleitung und Problemstellung

Daß materielle Incentives, also kleine Geschenke an die zu interviewenden Personen, die Ausschöpfungsquote schriftlicher Befragungen erhöhen, hat sich in empirischen Untersuchungen immer wieder eindrucksvoll bestätigt (vgl. zuletzt **Hare et al.** 1998). Bekannt sind darüber hinaus auch diejenigen Eigenschaften von Incentives, die einem hohen Rücklauf

1 Für wertvolle Hinweise und Anregungen danken wir **Manu Pötschke**, **Friederika Priemer** und **Annette Schmütt**.

2 **Kai Arzheimer** ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Politikwissenschaft der Johannes Gutenberg-Universität Mainz, 55099 Mainz.

besonders förderlich sind: Wenn das Incentive vor der eigentlichen Befragung gewährt wird, es sich um einen Geldbetrag handelt und sein Wert hoch ist, dann erhöht sich die Rücklaufquote in der Regel besonders stark (*Church* 1993; *Fox et al.* 1988; *Heberlein/Baumgartner* 1978; *James/Bolstein* 1990, 1992; *Kankuk/Berelson* 1975; *Linsky* 1975; *Nederhof* 1983; *Warriner et al.* 1996; *Yu/Cooper* 1983). Es gibt darüber hinaus auch empirische Evidenz dafür, daß Incentives ihre rücklaufsteigernde Wirkung nicht nur bei schriftlichen, sondern auch bei mündlichen und telefonischen Interviews entfalten (*Singer* 1998, *Willimack et al.* 1995). Vor dem Hintergrund der in den letzten Jahren zu beobachtenden steigenden Zahl von Interviewverweigerungen bei repräsentativen Bevölkerungsumfragen besitzen diese Befunde eine enorme praktische Bedeutung für die akademische und kommerzielle Umfrageforschung.

Trotz der vergleichsweise umfassenden Forschungsanstrengungen existiert allerdings keine empirische Untersuchung über die Wirkung materieller Incentives im Rahmen von Panelstudien. Diese Lücke versucht der vorliegende Beitrag zu schließen. Am Beispiel einer zweiwelligen schriftlichen Panelbefragung wird im Rahmen eines experimentellen Designs untersucht, wie sich kleine Geschenke an die Befragungspersonen (in unserem Fall eine Telefonkarte im Wert von 6 DM) auf die Rücklaufquote und die Panelmortalität auswirken. Da schriftliche Panels in der Praxis der empirischen Sozialforschung eher eine Ausnahme darstellen, wird mit diesem Aufsatz gleichzeitig auch der Frage nachgegangen, inwieweit schriftliche Panelbefragungen eine Alternative zu den bislang dominierenden Face-to-face-Panels darstellen können (vgl. hierzu auch *Bauer* 1988, *Reuband* 1998).

2 Theoretischer Rahmen: Austauschtheorie und Reziprozitätsnorm

Daß Incentives ein geeignetes Instrument zur Erhöhung der Ausschöpfungsquote von Umfragen darstellen, scheint bereits aus einem Alltagsverständnis heraus plausibel. Im Rahmen der von *Don A. Dillman* (1978) entwickelten *Total Design Method* (TDM) wird der Einsatz von Incentives aus einer umfassenden theoretischen Perspektive heraus empfohlen. Bei der TDM handelt es sich um ein mittlerweile auch in Deutschland hervorragend bewährtes Verfahren zur Optimierung des Rücklaufs und der Datenqualität schriftlich-postalischer Erhebungen (vgl. *Hippler/Seidel* 1985; *Niedermayer* 1989; *Blasius/Reuband* 1996). Das Interview wird hierbei im Sinne der „Social Exchange Theory“ (*Blau* 1964; *Homans* 1961; *Thibaut/Kelley* 1959) als sozialer Austauschprozeß verstanden, der nur dann zustande kommt, wenn für die Befragungsperson der Nutzen der Interviewteilnahme deren Kosten übersteigt. Der Forscher muß folglich bemüht sein, die *Kosten* der Interviewteilnahme für den Befragten möglichst gering zu halten, während diesem der *Nutzen*, den er aus der Interviewteilnahme ziehen kann, möglichst groß erscheinen soll.

Die *Kosten* der Befragungsperson lassen sich durch eine ganze Reihe von Maßnahmen minimieren: Ein klarer und übersichtlicher Fragebogen senkt den Aufwand, der für seine Beantwortung nötig ist, die Verwendung von freigestempelten Rückumschlägen vermeidet Portokosten auf seiten der Befragten und eine überzeugende Versicherung, daß die erhobenen Daten vertraulich behandelt werden, wirkt der Furcht der Befragten vor zukünftigen Nachteilen aus der Interviewteilnahme entgegen (vgl. **Dillman** 1978: 14-16).

Die Möglichkeiten auf seiten des Forschers, den *Nutzen* der Interviewteilnahme zu erhöhen, sind allerdings eher beschränkt. Der Nutzen für den Befragten liegt im wesentlichen nur in der Befriedigung, in einer wichtigen Sache „konsultiert“ worden zu sein. Bei geschickter Aufmachung des Anschreibens scheint dies für viele Befragte jedoch bereits ein hinreichendes Motiv zur Teilnahme zu sein: „Being consulted has been pointed to by both **Blau** and **Homans** as a means of providing a reward to people while getting needed information“ (**Dillman** 1978: 13).

Ein etwaiges *Incentive* hingegen kann nicht als Nutzen aus der Interviewteilnahme verstanden werden, da die Befragungsperson dieses auch dann behalten kann, wenn sie die Interviewteilnahme verweigert. Das Incentive eröffnet vielmehr eine soziale Austauschbeziehung mit dem Respondenten: Zunächst ohne Gegenleistung überreicht, fungiert es als ein „symbol of trust“ (**Dillman** 1978: 16) und generiert eine soziale Verpflichtung des Befragten, dem Wunsch nach einem Interview zu entsprechen. Die Interviewteilnahme stiftet so durch die Erfüllung der sog. *Reziprozitätsnorm* dem Befragten einen zusätzlichen Nutzen. Die Reziprozitätsnorm besagt, daß man bemüht sein sollte, freiwillig gewährte Vergünstigungen in irgendeiner Form „zurückzuzahlen“ (**Gouldner** 1960). Der Wert des Incentives sollte vor diesem Hintergrund deshalb auch gegenüber den Befragten nicht als „Vergütung“ für die Interviewteilnahme dargestellt werden. „The closer the monetary incentive comes to the value of the service performed, the more the transaction tends to move into the realm of economic exchange and the easier it becomes for many people to refuse it“ (**Dillmann** 1978: 16).

3 Die zugrundeliegende Studie

Die Datenerhebung, über die wir im folgenden berichten werden, wurde im Rahmen des Forschungsprojektes „Die Conjoint Analyse als Instrument der empirischen Wahlforschung. Eine exemplarische Analyse der Hamburger Bürgerschaftswahl 1997 mittels einer schriftlichen Befragung gemäß der **Dillmanschen** Total-Design-Method“³ durchgeführt.

3 Dieses Forschungsprojekt ist ein Kooperationsprojekt zwischen dem Institut für Politikwissenschaft der Johannes Gutenberg-Universität Mainz und dem Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung der Universität zu Köln. Es wird von der Deutschen Forschungsgemeinschaft finanziell gefördert (Geschäftszeichen FA 113/11-1) und steht unter der Leitung von Prof. Dr. **Jürgen W. Falter** (Mainz).

Die Datenerhebung startete unmittelbar nach der Bürgerschaftswahl vom 21. September 1997. Um die Kosten der Erhebung niedrig zu halten und den Prozeß der Datenerhebung kontrollieren zu können, haben wir uns für eine schriftliche Befragung nach TDM entschieden, die wir selbst administrierten. Die Notwendigkeit einer Panelstudie ergab sich aus der Tatsache, daß das für unser substantielles Forschungsvorhaben wichtige Konzept der Parteiidentifikation nur dann valide gemessen werden kann, wenn mindestens zwei Meßzeitpunkte vorliegen. Vor diesem Hintergrund haben wir uns für die Durchführung eines zweiwelligen Kurzfristpanels entschieden.

Ein generelles Problem schriftlicher Befragungen besteht darin, daß meist nur Adreß-, aber keine Personenstichproben zur Verfügung stehen. Dies ist aus zwei Gründen problematisch: Zum einen ist mit systematischen Verzerrungen zu rechnen, wenn die Auswahl der Zielperson im Haushalt den Befragten selbst überlassen wird, zum anderen widerspricht die Adressierung des Anschreibens an einen Haushalt den von *Dillman* entwickelten Prinzipien der Personalisierung. In unserem Fall waren jedoch die Voraussetzungen für die Ziehung einer Personenstichprobe günstig, da es sich beim Land Hamburg um einen Stadtstaat handelt, für den mit dem Hamburger Amt für zentrale Meldeangelegenheiten eine einzige Meldebehörde zuständig ist. Diese erwies sich als äußerst kooperationsbereit: Sechs Wochen vor dem Wahltermin wurde für uns eine Zufallsstichprobe vom Umfang N=4000 aus dem Melderegister gezogen. Die Adreßinformationen waren somit vollständig und entsprachen dem aktuellen amtlichen Stand. Grund- und Auswahlgesamtheit (die Menge aller Personen, die bei der Bürgerschaftswahl stimmberechtigt waren) stimmten perfekt überein. Zusätzlich zur Adresse wurde uns außerdem das Geburtsjahr, das Geschlecht und die Ortsteilzugehörigkeit⁴ der Zielpersonen mitgeteilt. Das Geschlecht wurde benötigt, um die Anschreiben korrekt adressieren zu können. In Verbindung mit dem Geburtsjahr eröffnete es außerdem eine Möglichkeit zu kontrollieren, ob der Fragebogen tatsächlich von der Zielperson ausgefüllt wurde. Die Angabe zur Ortsteilzugehörigkeit schließlich gestattet es, dem Datensatz für spätere Mehrebenenanalysen eine Vielzahl von Kontextinformationen zuzuspielen.

Der Versand erfolgte exakt nach den Vorgaben *Dillmans* (vgl. zusammenfassend Tab. 1). In der Woche nach der Wahl erhielten alle Befragten einen zwölfseitigen Fragebogen im Format DIN-A5, der außer den relativ umfangreichen Fragen zur Wahrnehmung und Bewertung politischer Issues, die für die Hauptuntersuchung benötigt wurden, noch einige Standard-Items der politischen Soziologie und die gängigen sozio-demographischen Fragen umfaßte. Dem Fragebogen lag ein aus 10 Karten im Format 5,5 x 9cm bestehendes Kartenspiel bei, auf dem hypothetische Wahlplattformen abgedruckt waren. Die Befragten

4 Hamburg gliedert sich in 180 Ortsteile, für die *Podszuweit/Schütte* (1997) eine Vielzahl von Sozialstrukturdaten bereitstellen.

wurden gebeten, diese Karten nach Maßgabe ihrer Wünschbarkeit in eine Rangordnung zu bringen.⁵ Da sich diese Aufgabe in den Pretests als für die Befragten sehr schwierig erwies, und wir vor diesem Hintergrund mit einer hohen Rate von Interviewverweigerungen rechneten, lag einem Teil der Fragebögen noch ein kleines Geschenk an die Zielperson bei, mit dem wir die Ausschöpfungsquote zu erhöhen hofften (vgl. Kap. 4).

Das dem Fragebogen beiliegende personalisierte Anschreiben war, ebenso wie alle folgenden, erkennbar von Hand unterzeichnet. Als ein “symbol of trust“ wurden die Rückumschläge von Hand vorfrankiert, statt sie mit dem Aufdruck “Gebühr zahlt Empfänger“ zu versehen. Um eine Rücklaufkontrolle durchführen zu können, waren alle Rückumschläge durch eine handschriftlich aufgetragene Nummer kenntlich gemacht worden. Die Glaubwürdigkeit der Anonymitätszusicherung haben wir zu erhöhen versucht, indem wir im Anschreiben besonders auf die Tatsache hinwiesen, daß die Datenerfassung und -verarbeitung nicht in Hamburg, sondern in Mainz erfolgt. Dies begründeten wir gegenüber den Befragten mit den Erfordernissen eines effektiven Datenschutzes. Um den Bezug zu Hamburg herzustellen, war auf dem Briefkopf des Anschreibens neben dem Wappen der Hamburger Universität der Hamburger Politikprofessor *Michael Th. Greven* als vermeintlicher Projektleiter aufgeführt.⁶

Dem Schema *Dillmans* folgend wurde eine Woche später an alle Zielpersonen ein Erinnerungsschreiben verschickt. An jene Personen, die bis zum jeweiligen Zeitpunkt nicht geantwortet hatten, wurden außerdem nach drei und nach sieben Wochen weitere Erinnerungsschreiben versandt, denen ein Ersatzfragebogen sowie ein weiterer frankierter Rückumschlag beilag. Das letzte Erinnerungsschreiben im Rahmen der ersten Panelwelle wurde sieben Wochen nach der Wahl, d.h. Mitte November 1997 verschickt. Rund einen Monat später war der Rücklauf vollständig zum Erliegen gekommen, und die Feldarbeit für die erste Befragungswelle konnte als abgeschlossen angesehen werden.

Um die Befragten nicht zu überlasten, wurde der Beginn der zweiten Feldphase für Mitte Februar angesetzt. Der Fragebogen der zweiten Panelwelle enthielt außer dem für uns besonders wichtigen Parteiidentifikations-Item noch diverse Fragen zur Zufriedenheit mit dem Wahlausgang, zur präferierten Koalition und zur Bewertung des neuen Senats. Insgesamt umfaßte der Fragebogen im Format DIN-A5 lediglich vier Seiten und wurde an alle Personen verschickt, die in der ersten Panelwelle geantwortet hatten. Mit dem Fragebogen wurde außerdem eine mehrseitige, graphisch ansprechend gestaltete Zusammenfassung der Ergebnisse aus der ersten Befragungswelle verschickt.

5 Zur Fragestellung und zum Design der Untersuchung vgl. *Arzheimer/Klein* 1998.

6 Wir bedanken uns an dieser Stelle herzlich bei *Michael Th. Greven*, der sich als vermeintlicher Projektleiter zur Verfügung gestellt hat.

Auch in der zweiten Panelwelle wurden die Vorgaben *Dillmans* exakt umgesetzt. Die einzige Abweichung bestand darin, daß wir auf das letzte Erinnerungsschreiben (sieben Wochen nach Versand des Fragebogens) verzichteten. Dieses dritte Schreiben hatte in der ersten Welle den Rücklauf nur noch unwesentlich erhöht, aber erhebliche Zusatzkosten verursacht.

Tab. 1: Der Ablauf der Datenerhebung im Rahmen des Projektes “Die Conjoint Analyse als Instrument der empirischen Wahlforschung“

Termin der Hamburger Bürgerschaftswahl	21.09.1997
Ablauf der 1. Welle	
Versand des Anschreibens und des Fragebogens (sowie des Incentives)	25.09.1997
1. Erinnerungsschreiben (ohne Fragebogen)	01.10.1997
2. Erinnerungsschreiben (mit Fragebogen)	17.10.1997
3. Erinnerungsschreiben (mit Fragebogen)	14.11.1997
Ablauf der 2. Welle	
Versand des Anschreibens und des Fragebogens (sowie des Incentives)	26.02.1998
1. Erinnerungsschreiben (ohne Fragebogen)	05.03.1998
2. Erinnerungsschreiben (mit Fragebogen)	19.03.1998

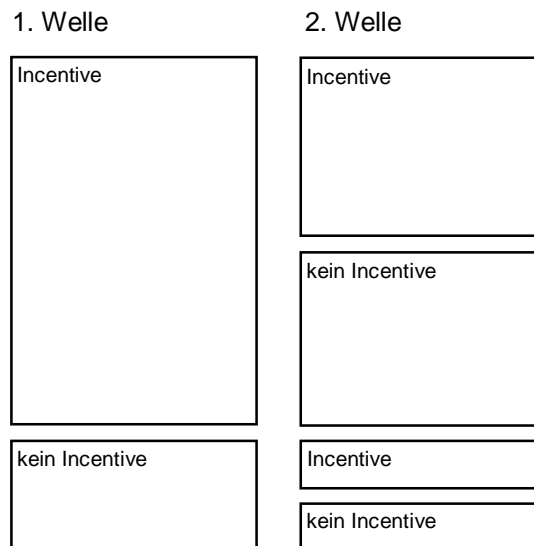
4 Ein experimentelles Design zur Untersuchung des Effekts materieller Incentives auf die Ausschöpfungs- und die Haltequote

Als materielles Incentive haben wir in unserem Forschungsprojekt eine Telefonkarte im Wert von 6 DM eingesetzt, die in einem Geschenkfolder aus Karton mit dem Aufdruck “Ein kleines Dankeschön für Ihre Mithilfe...” verschickt wurde. Das Incentive wurde in jeder Welle jeweils mit dem *ersten* Fragebogen versandt, den Mahnschreiben lag keines mehr bei. Telefonkarten sind aufgrund ihres Gewichtes und Formates hervorragend zum Versand geeignet. Sie haben im Gegensatz zu Kugelschreibern, Feuerzeugen oder ähnlichen “Geschenken“ einen für den Befragten klar erkennbaren materiellen Wert und wirken dabei weniger prosaisch als ein beigelegter Geldschein.

Um kontrollieren zu können, ob sich der Einsatz des Incentives lohnt, wurde in die Befragung ein zweistufiges Methodenexperiment integriert: In der ersten Panelwelle erhielten 75 Prozent der Zielpersonen ein Incentive und 25 Prozent nicht. In der zweiten Panelwelle erhielten in jeder der beiden Versuchsgruppen der ersten Panelwelle jeweils 50 Prozent der Zielpersonen ein Incentive und 50 Prozent nicht. Im Ergebnis erhält man so vier Gruppen von Zielpersonen: Eine Gruppe, die in beiden Panelwellen ein Incentive erhielt, zwei wei-

tere Gruppen, die entweder in der ersten oder in der zweiten Welle ein Incentive erhielten, sowie schließlich die Kontrollgruppe, die zu keinem Zeitpunkt ein Incentive erhielt. Das Design des Methodenexperiments ist in Abb. 1 visualisiert.

Abb. 1: Das Design des Methodenexperiments zur Analyse der Wirkung materieller Incentives auf die Ausschöpfungsquote und die Panelmortalität



Mit diesem experimentellen Design lassen sich die folgenden Fragen beantworten:

Wie wirkt sich die Gewährung eines materiellen Incentives in den beiden Panelwellen auf die Geschwindigkeit und die Höhe des Rücklauf aus? (vgl. Kap. 5.1)

Hat ein in der ersten Panelwelle gewährtes Incentive einen Effekt auf die Ausschöpfungsquote der zweiten Panelwelle, d.h. gibt es einen Hysteresis-Effekt? Von einem Hysteresis-Effekt spricht man allgemein immer dann, wenn eine Wirkung anhält, obgleich ihre Ursache verschwunden ist. Bekanntestes Beispiel aus der Physik ist der Magnetismus. Ein Stück Metall behält einen Restmagnetismus, auch wenn das magnetische Feld, welches das Magnetisieren des Metalls bewirkt hat, nicht mehr einwirkt. Übertragen auf unser Beispiel würde das bedeuten, daß bei den Personen, die in der ersten Panelwelle ein Incentive erhielten, die Ausschöpfungsquote der zweiten Panelwelle ebenfalls höher liegt, auch wenn sie in der zweiten Panelwelle kein Incentive mehr erhalten. Die durch ein Incentive begründete Austauschbeziehung wäre in diesem Fall also von dauerhafter Natur (vgl. Kap. 5.2).

Tritt ein Interaktionseffekt zwischen den beiden Incentives auf, d.h., wird die Wirkung des zweiten Incentives verstärkt oder abgeschwächt, wenn die Zielperson schon in der ersten Panelwelle ein Incentive erhalten hat? (vgl. Kap. 5.3)

Verändert der Einsatz von Incentives die Zusammensetzung der letztlich realisierten Stichprobe, d.h. gibt es Bevölkerungsgruppen, in denen Incentives eine stärkere Wirkung besitzen als in anderen Bevölkerungsgruppen, oder wirkt das Incentive in allen Bevölkerungsgruppen in gleicher Weise? (vgl. Kap. 5.4)

5 Der empirische Befund

Tab. 2 zeigt zunächst den Verlauf der Befragung im Überblick. Von den 4000 gelieferten Adressen waren 3874 (96,9 Prozent) verwertbar, 126 Personen waren unbekannt verzogen. Von diesen 3874 Personen beteiligten sich insgesamt 58,5 Prozent an der ersten Panelwelle, 1606 verweigerten die Teilnahme entweder explizit oder reagierten auf keines unserer Anschreiben. Von den 2268 Teilnehmern der ersten Panelwelle standen rund 95 Prozent auch für die zweite Panelwelle zur Verfügung. 57 Personen waren zwischenzeitlich unbekannt verzogen bzw. nicht mehr in Hamburg wohnhaft, 51 Personen hatten die Identifikationsnummer auf dem Rückumschlag der ersten Welle unkenntlich gemacht, so daß für uns nicht zu erkennen war, wer uns geantwortet hatte und in der zweiten Welle wieder angeschrieben werden sollte. Von den verbleibenden 2160 Befragten haben uns 87,1 Prozent ein zweites Mal geantwortet.

Tab. 2: Die Ausschöpfung der Stichprobe im DFG-Projekt “Die Conjoint Analyse als Instrument der empirischen Wahlforschung“

1. Panelwelle		
Bruttostichprobe	4.000	
./. stichprobenneutrale Ausfälle	126	
Bereinigter Stichprobenansatz	3.874	100,0
./. systematische Ausfälle	1.606	
Auswertbare Interviews	2.268	58,5
In der 2. Welle nicht angeschrieben	51	
Bruttostichprobe 2. Welle	2.217	
2. Panelwelle		
Bruttostichprobe	2.217	
./. stichprobenneutrale Ausfälle	57	
Bereinigter Stichprobenansatz	2.160	100,0
./. systematische Ausfälle	278	
Auswertbare Interviews	1.882	87,1
Gesamtauschöpfung über beide Wellen		51,0

5.1 Wie wirken sich materielle Incentives auf die Rücklaufgeschwindigkeit und die Ausschöpfungsquote der ersten und zweiten Panelwelle aus?

Wie variiert nun der Rücklaufprozeß in Abhängigkeit von der Gewährung eines Incentives? In den beiden Abbildungen 2 und 3 ist zunächst die Entwicklung der Rücklaufquoten der beiden Panelwellen in den ersten neunzig Tagen nach Beginn der Feldphase abgetragen, jeweils differenziert nach der Versuchs- und der Kontrollgruppe. In beiden Abbildungen ist zu erkennen, daß der Rücklauf in der Gruppe derjenigen Personen, die ein Incentive erhielten, schneller erfolgt und in eine höhere Ausschöpfungsquote mündet als in der Kontrollgruppe ohne Incentive. Es zeigt sich außerdem, daß die Wirkung des Incentives in der ersten Panelwelle stärker ist als in der zweiten. Letzteres kann sicher damit erklärt werden, daß die Bruttostichprobe der zweiten Panelwelle positiv vorselektiert ist, da sie aus Personen besteht, die bereits in der ersten Panelwelle Antwortbereitschaft zeigten.

Aus der bloßen visuellen Inspektion der beiden Abbildungen 2 und 3 lassen sich aber noch keine stringenten empirischen Aussagen herleiten. Deshalb haben wir im nächsten Schritt die beschriebenen Effekte mit inferenzstatistischen Verfahren geprüft. Zunächst haben wir die Anzahl der Kalendertage zwischen dem ersten Versand der Fragebögen und dem Datum des Poststempels auf dem Umschlag des zurückgesandten Fragebogens ermittelt und verwenden diese als abhängige Variable. In der ersten Panelwelle antworteten die Befragten mit Incentive nach durchschnittlich 15,7 Tagen, die Befragten ohne Incentive nach 18,6 Tagen. Diese Differenz von 2,9 Tagen ist statistisch signifikant. Ein ähnliches Muster zeigt sich in der zweiten Panelwelle. Dort beträgt der entsprechende Zeitraum in der Gruppe mit Incentive 9,0 Tage und in der Gruppe ohne Incentive 10,7 Tage. Auch diese Differenz von 1,7 Tagen ist statistisch signifikant (vgl. Tab. 3.). Der Einsatz eines Incentives erhöht also in beiden Panelwellen die *Geschwindigkeit* des Rücklaufs. Ein schneller Rücklauf ist bei der Durchführung einer Untersuchung nach TDM vor allem deshalb interessant, weil er die Zahl derjenigen Personen, die ein zweites oder drittes Mal angeschrieben werden müssen, reduziert. Damit sinken zugleich die Kosten und der Arbeitsaufwand (vgl. *Warriner et al.* 1996: 555f).

Abb. 2: Die Entwicklung der Ausschöpfungsquote der ersten Panelwelle in den ersten 90 Tagen nach Beginn der Feldphase in Abhängigkeit von der Gewährung eines Incentives

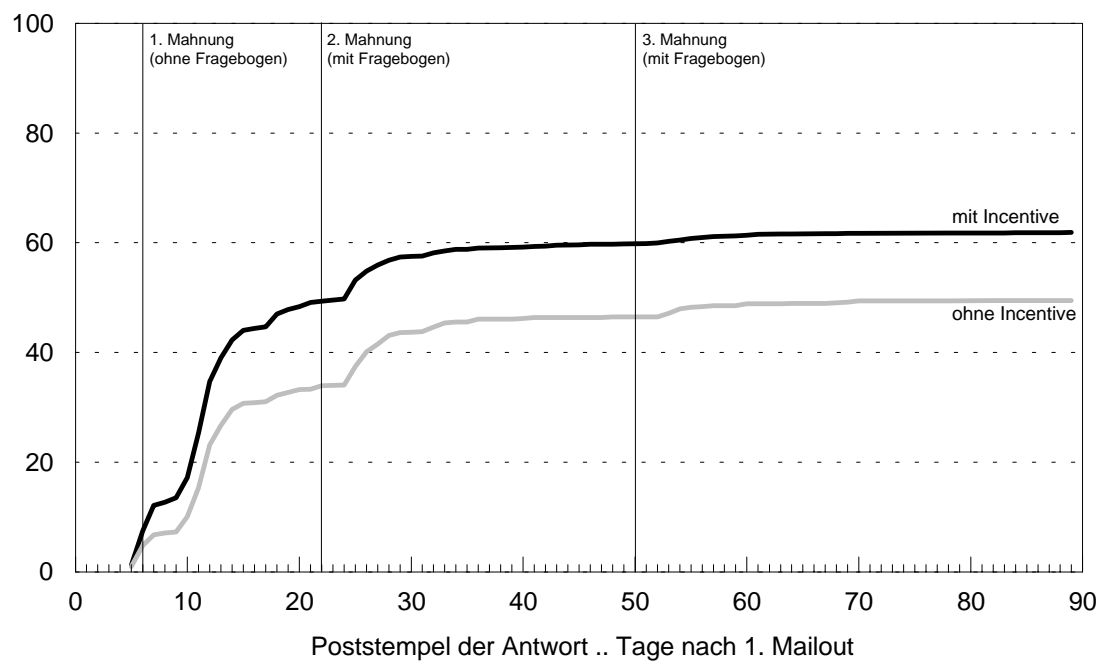
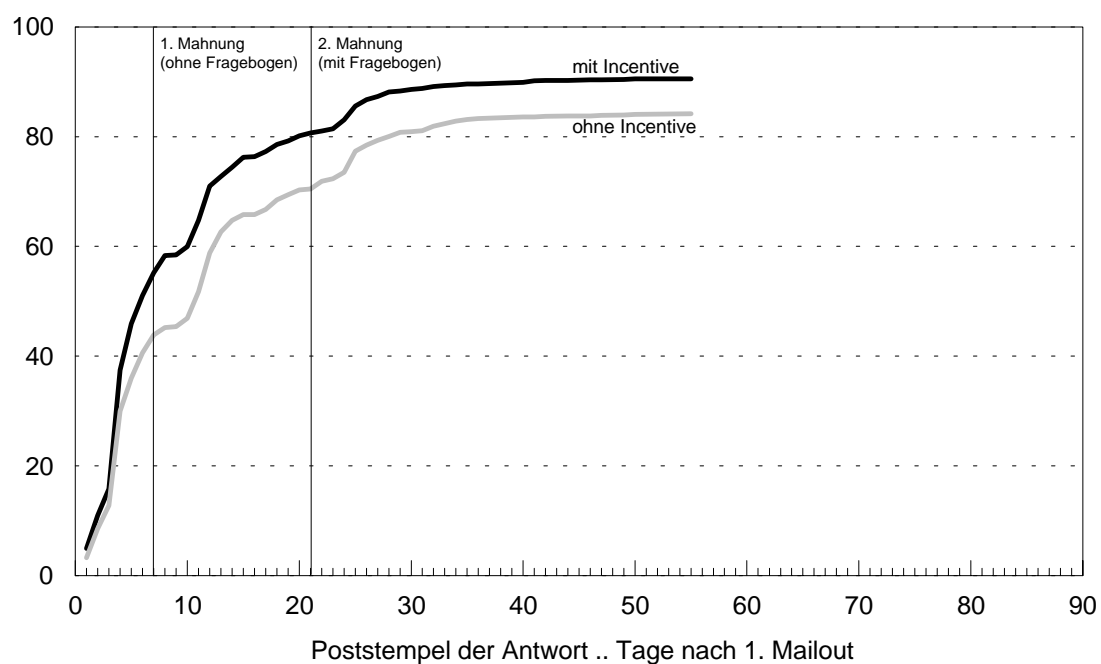


Abb. 3: Die Entwicklung der Ausschöpfungsquote der zweiten Panelwelle in den ersten 90 Tagen nach Beginn der Feldphase in Abhängigkeit von der Gewährung eines Incentives



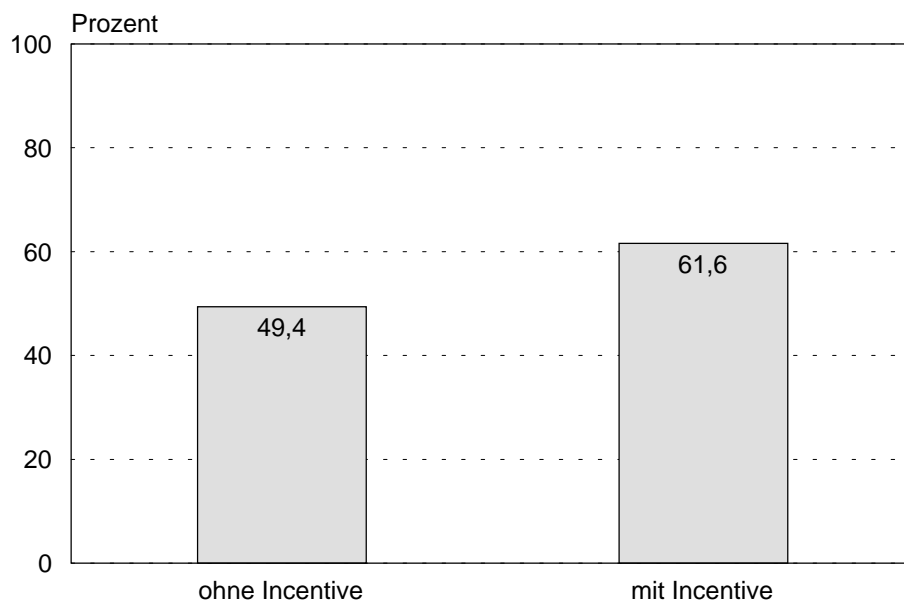
Tab. 3: Der Effekt der Incentives auf die Geschwindigkeit des Rücklaufs in der ersten und zweite Panelwelle - T-Tests für unabhängige Stichproben -

	Mean	SD	df*	T	p
Antwortzeit 1. PW	16,4	11,9	671	4,34	0,000
mit Incentive	15,7	11,3			
ohne Incentive	18,6	13,4			
Antwortzeit 2. PW	9,8	8,6	1812	4,16	0,000
mit Incentive	10,7	8,1			
ohne Incentive	9,0	9,1			

*Freiheitsgrade sind für die unterschiedliche Streuung in den Subgruppen korrigiert

Wichtiger als die Geschwindigkeit des Rücklaufs ist aber dessen *Höhe*. Auch hier lassen sich signifikante Effekte nachweisen: In der ersten Panelwelle betrug die Rücklaufquote in der Versuchsgruppe 61,7 Prozent und in der Kontrollgruppe 49,4 Prozent (vgl. Abb. 4, die genauen Fallzahlen, die diesen Quoten zugrunde liegen sind in Tabelle A1 im Anhang dokumentiert). Die Wahrscheinlichkeit, daß sich eine Zielperson aus der Experimentalgruppe an der Studie beteiligt, lag also um fast ein Viertel höher als die Wahrscheinlichkeit für die Kontrollgruppe. Diese Differenz von 12,3 Prozentpunkten in den Ausschöpfungsquoten ist inhaltlich bedeutsam und statistisch hoch signifikant (Cramers $V=0,11$, $p=0,000$).

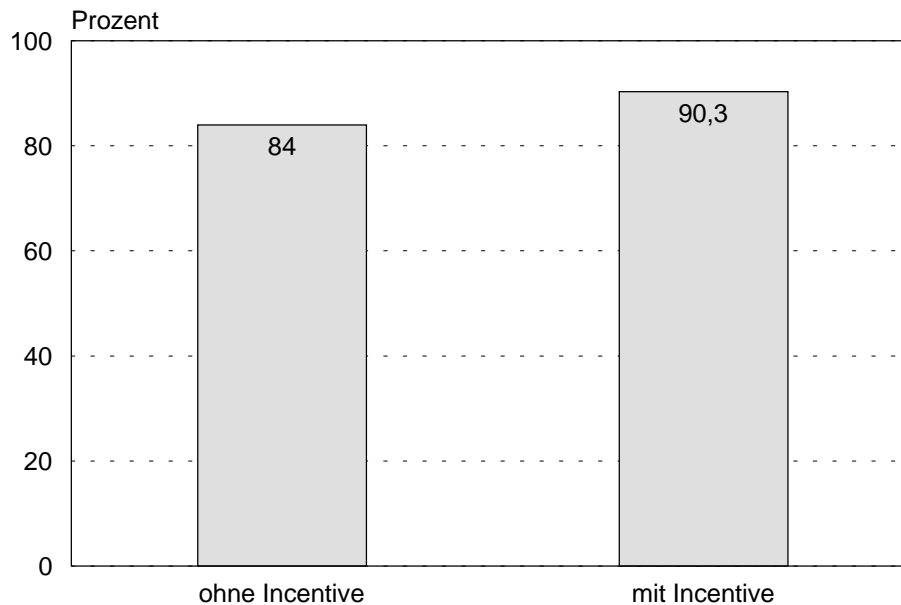
Abb. 4: Der Rücklauf in der ersten Panelwelle in Abhängigkeit von der Gewährung eines Incentives



Auch in der zweiten Panelwelle zeigte sich ein Effekt des Incentives. Hier lagen die entsprechenden Ausschöpfungsquoten bei 84,0 bzw. 90,3 Prozent (vgl. Abb. 5). Das in der

zweiten Panelwelle gewährte Incentive erhöhte die Ausschöpfung also nur noch in geringerem Maße als in der ersten Panelwelle, die Differenz ist gleichwohl statistisch signifikant (Cramers $V=0,09$, $p=0,000$).

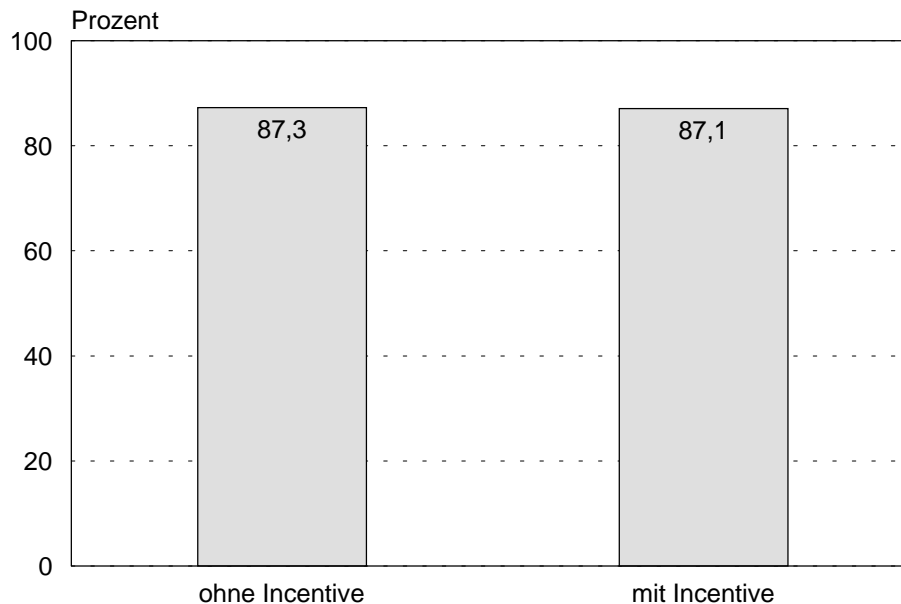
Abb. 5: Die Haltequote in der zweiten Panelwelle in Abhängigkeit von der Gewährung eines Incentives in der zweiten Welle



5.2 Existiert ein Hysteresis-Effekt?

Um die Frage nach der Existenz eines Hysteresis-Effekts beantworten zu können, haben wir in Abb. 6 die Ausschöpfungsquote der zweiten Panelwelle (=Haltequote) in Abhängigkeit von der Gewährung eines Incentives in der ersten Panelwelle abgetragen. Dabei zeigt sich, daß die Haltequote augenscheinlich nicht von der Gewährung eines Incentives in der ersten Panelwelle beeinflusst wird: Bei den Personen, die in der ersten Panelwelle ein Incentive erhielten, beträgt die Haltequote 87,1 Prozent, bei denjenigen Zielpersonen, die kein Incentive erhielten, 87,3 Prozent. Diese geringe Differenz in den Haltequoten ist statistisch nicht signifikant, liegt also im Bereich zufälliger Schwankungen.

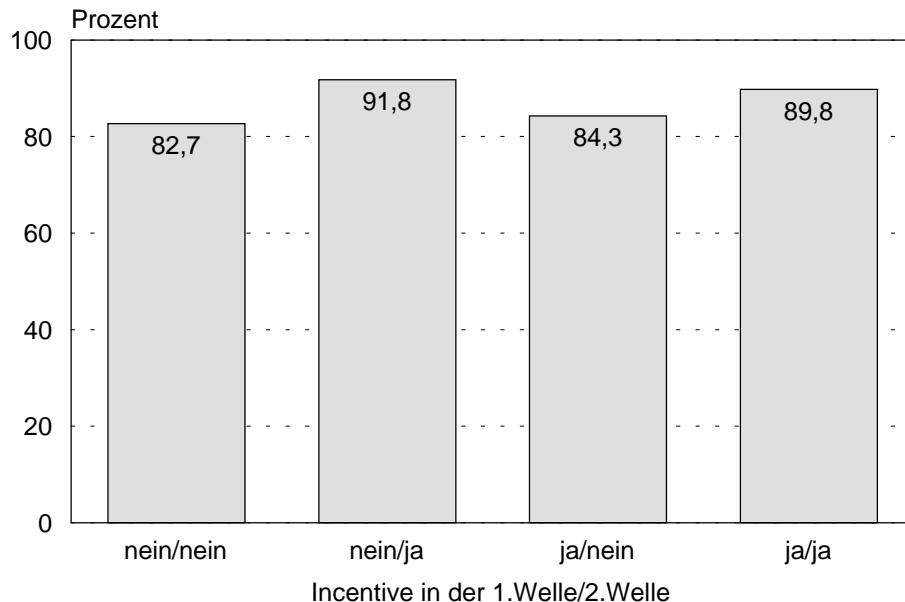
Abb. 6: Die Haltequote in der zweiten Panelwelle in Abhängigkeit von der Gewährung eines Incentives in der ersten Welle



5.3 Existiert ein Interaktionseffekt?

Ein etwaiger Interaktionseffekt zwischen den beiden Incentives müßte in Abbildung 7 zu erkennen sein. Dort haben wir die Haltequote in Abhängigkeit von der Gewährung eines Incentives in der ersten und der zweiten Panelwelle abgetragen. Läge ein wie auch immer gearteter Interaktionseffekt vor, so müßte sich das Verhältnis zwischen den Haltequoten in den ersten beiden Gruppen deutlich von der Relation der Haltequoten zwischen den beiden anderen Gruppen unterscheiden, d.h. der rücklaufsteigernde Effekt des zweiten Incentives müßte durch die Gewährung des ersten Incentives erkennbar modifiziert werden. Tatsächlich scheint es so, als habe das zweite Incentive bei den Befragten, die in der ersten Panelwelle keine Telefonkarte erhielten, einen etwas stärkeren Effekt. In diesem Fall erhöht sich die Haltequote durch den Einsatz eines Incentives in der zweiten Welle um 9,1 Prozentpunkte, während diese Erhöhung nur 5,5 Prozentpunkte beträgt, wenn bereits in der ersten Panelwelle ein Incentive gewährt wurde. Diese Unterschiede sind aber so gering, daß an ihrer Signifikanz gezweifelt werden muß.

Abb. 7: Die Haltequote in der zweiten Panelwelle in Abhängigkeit von der Gewährung eines Incentives in der ersten und zweiten Panelwelle



Um die Frage nach der Existenz eines Interaktionseffekts abschließend beantworten zu können, haben wir deshalb für die 2160 Personen, welche die Ausgangsstichprobe der zweiten Panelwelle bildeten, ein log-lineares Modell⁷ berechnet. Die abhängige Variable stellt die Teilnahme an der zweiten Panelwelle dar, als erklärende Variablen verwenden wir die beiden Incentives. Die Frage war hierbei, ob es gelingt, die empirischen Daten mit einem Modell hinreichend zu beschreiben, das nur die Haupteffekte der beiden Incentives enthält, nicht aber einen möglichen Interaktionseffekt zwischen ihnen. Wie Tab. 4 zeigt, ist dies der Fall, ein Interaktionseffekt zwischen den beiden Incentives existiert also nicht.⁸ Die Interpretation, die sich aus der visuellen Inspektion der Verteilungen ergibt, läßt sich also auch statistisch absichern: Beim Versand zweier Incentives in einem zweiwelligen Kurzfrist-Panel tritt weder ein Hysterisis- noch ein Interaktionseffekt auf. Beide Incentives wirken vollständig unabhängig voneinander.

⁷ Bei allen von uns berechneten Analysen handelt es sich um Logit-Modelle, d.h. wir unterscheiden analog zum Vorgehen bei der Regressionsanalyse zwischen einer abhängigen Variablen (der Ausschöpfungs- bzw. Haltequote) einerseits und mehreren unabhängigen Variablen andererseits.

⁸ Anhand dieses Modells läßt sich außerdem auch nochmals bestätigen, daß kein Hysterisis-Effekt existiert: Der Effekt des ersten Incentives ist in dem in Tab. 4 dokumentierten Modell nicht signifikant von null verschieden.

Tab. 4: Der Effekt der beiden Incentives auf die Haltequote
- Ergebnisse eines log-linearen Modells -

	β	p	LR- χ^2	Df
Modellgüte		0,279	1,17	1
Konstante	1,947			
Incentive PW 1				
ja	-, -			
nein	-, -			
Incentive PW 2				
ja	0,283			
nein	-0,283			

-, -: Koeffizient ist auf dem .05 Niveau nicht signifikant

5.4 Führen Incentives zu einer veränderten Zusammensetzung der Stichprobe?

Abschließend bleibt noch die Frage zu klären, ob der Einsatz von Incentives zu einer veränderten Zusammensetzung der Stichprobe führt. Ein solcher Einfluß wäre nicht in jedem Fall negativ zu bewerten: Wenn ursprünglich bestehende Stichprobenverzerrungen durch den Einsatz von Incentives ausgeglichen werden könnten, wäre ein solcher Effekt sogar von Vorteil. Würden Incentives aber zusätzliche Stichprobenverzerrungen induzieren, so würde man sich ihren rücklaufsteigernden Effekt mit qualitativ mangelhaften Stichproben erkaufen.

Um diese Fragen beantworten zu können, wollen wir im folgenden untersuchen, ob sich Incentives in allen Bevölkerungsgruppen gleich auswirken, oder ob sie in bestimmten Teilgruppen einen stärkeren bzw. schwächeren Effekt besitzen. Dies können wir anhand der vom Hamburger Amt für zentrale Meldeangelegenheiten zusammen mit den Adressen gelieferten Angaben über die Zielpersonen unserer Umfrage überprüfen. Bei diesen Angaben handelt es sich um das Geschlecht, das Alter und die Ortsteilzugehörigkeit. Die Ortsteilzugehörigkeit ist dabei nicht als Merkmal an sich interessant, sondern weil sie es ermöglicht, Kontextdaten in die Analysen miteinzubeziehen. Als solches Kontextmerkmal werden wir im folgenden das Durchschnittseinkommen⁹ des Ortsteils verwenden, in dem die Zielperson lebt. Unsere Erwartung wäre hier, daß das Incentive möglicherweise in ärmeren Ortsteilen eine stärkere Wirkung hat als in reicheren. Da die Incentives in den bei-

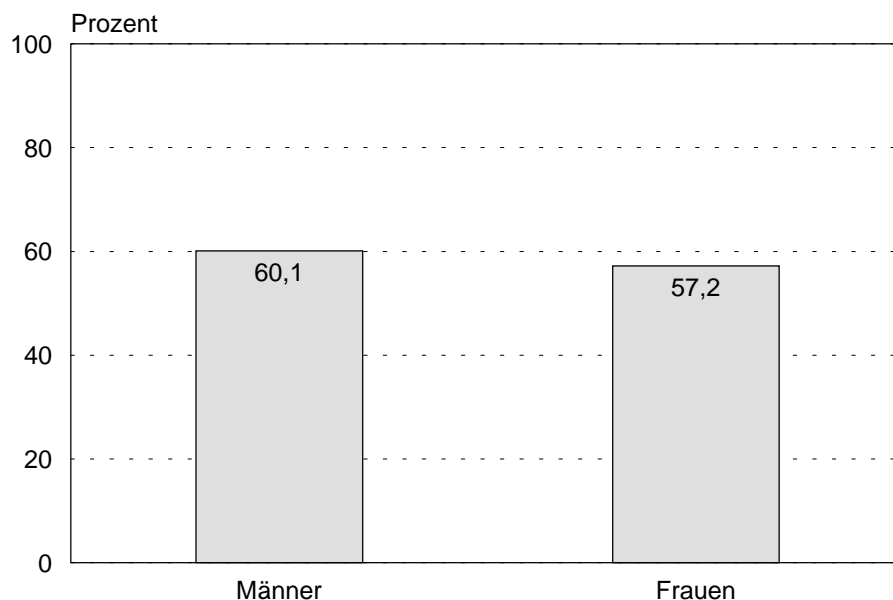
9 Beim Durchschnittseinkommen verwenden wir einen Index, der das Durchschnittseinkommen im Ortsteil zum Durchschnittseinkommen der Gesamtstadt in Relation setzt (Stand 1992). Die Angaben zur Quote der Sozialhilfeempfänger beziehen sich auf das Jahr 1996. Alle Daten sind aus *Podszuweit/Schütte* 1997 entnommen.

den Panelwellen unabhängig voneinander wirken und ihr Effekt in der ersten Panelwelle am stärksten ist, wollen wir diese Analysen über den Einfluß von Incentives auf die Stichprobenzusammensetzung auf die erste Welle beschränken.¹⁰

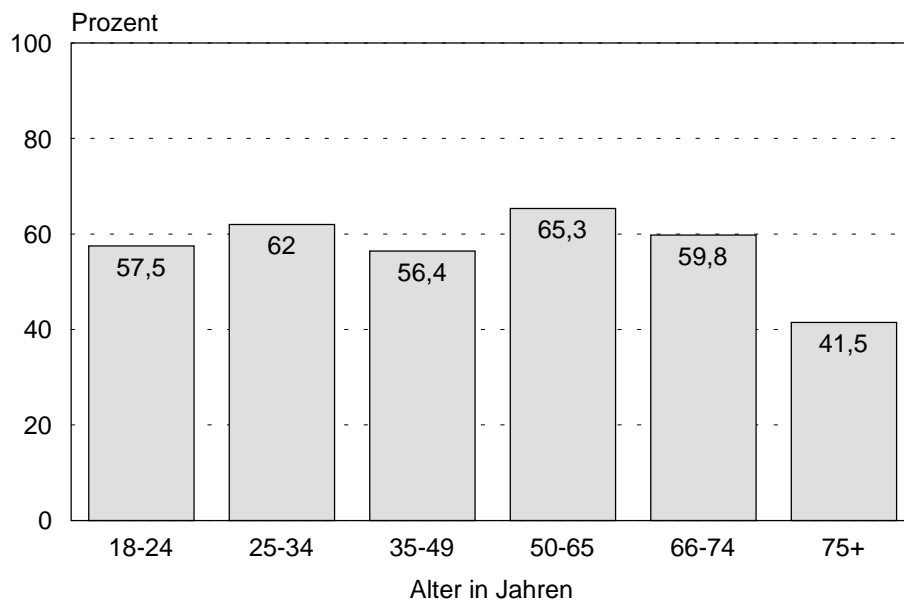
Betrachten wir zunächst den Rücklauf der ersten Panelwelle in Abhängigkeit von den drei genannten Merkmalen der Zielpersonen. Dadurch gewinnen wir einen Eindruck davon, welche Verzerrungen in der Stichprobe bereits ohne Einsatz von Incentives auftreten. Im folgenden werden wir dann untersuchen, ob Incentives diese Verzerrungen weiter verstärken, abbauen oder aber unverändert lassen. Abb. 8 zeigt den Rücklauf der ersten Welle in Abhängigkeit vom Geschlecht der Zielperson. Dabei zeigt sich, daß Männer (60,1%) mit einer etwas höheren Wahrscheinlichkeit antworten als Frauen (57,2%). Dieser geringe Unterschied von 2,9 Prozentpunkten ist statistisch aber nicht signifikant.

Beim Alter hingegen lassen sich signifikante Unterschiede zwischen den Altersgruppen beobachten (vgl. Abb. 9): Auffällig ist insbesondere der starke Rückgang der Rücklaufquote in der Gruppe der über 75jährigen. Dies ist intuitiv plausibel und entspricht der Erwartung, daß ältere Menschen vor allem aus gesundheitlichen Gründen seltener in der Lage sind, sich an einer Befragung zu beteiligen (vgl. analog dazu die Ergebnisse von *Gehring/Wagner* 1998 zur nachlassenden politischen Partizipation im hohen Alter).

Abb. 8: Der Rücklauf in der ersten Panelwelle nach dem Geschlecht

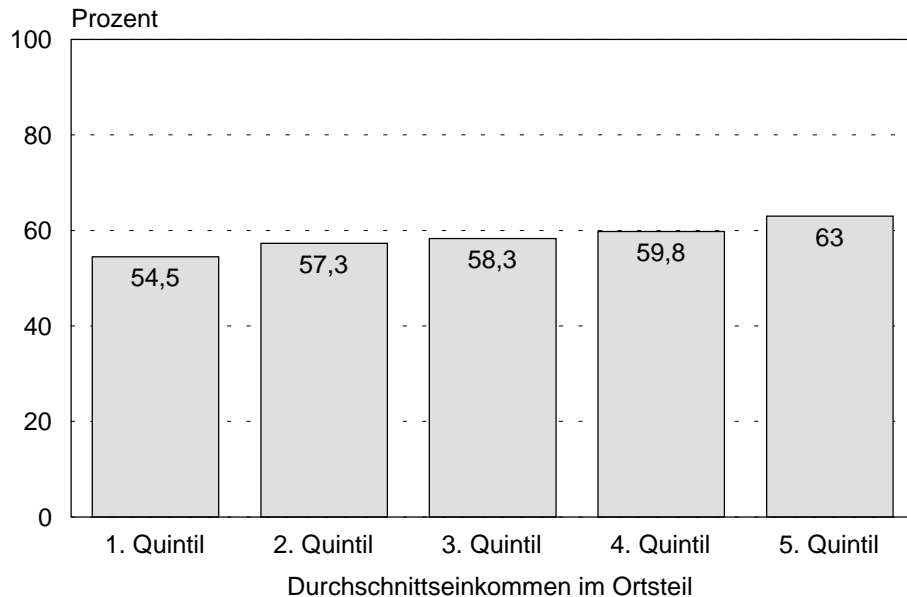


¹⁰ Wir haben diese Analysen zu Kontrollzwecken auch für die zweite Panelwelle durchgeführt und kamen dort zu weitgehend identischen Befunden.

Abb. 9: Der Rücklauf in der ersten Panelwelle nach dem Alter

Das Durchschnittseinkommen des Ortsteils, in dem die Zielperson wohnt, ist zunächst einmal natürlich ein Indikator für deren sozialen Kontext. In Ermangelung von Daten über die individuelle ökonomische Situation der Zielperson haben wir das Durchschnittseinkommen des Ortsteils aber als Proxy-Variable für die soziale Lage des Individuums benutzt. In Abb. 10 ist zunächst die Rücklaufquote der ersten Panelwelle in Abhängigkeit vom Durchschnittseinkommen des Ortsteils dargestellt. Der besseren Übersichtlichkeit halber haben wir die 180 Hamburger Ortsteile hierfür in Einkommensquintile eingeteilt. Es zeigt sich ein zwar eher schwacher, aber nahezu linearer Zusammenhang, der zudem auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant ist: Je höher das Durchschnittseinkommen des Ortsteils, in dem die Zielperson lebt, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit, daß sich diese Person an der Umfrage beteiligt.

Abb. 10: Der Rücklauf in der ersten Panelwelle nach dem Durchschnittseinkommen des Ortsteils, in dem die Zielperson lebt



Um nun überprüfen zu können, ob sich Incentives in den verschiedenen Bevölkerungsgruppen unterschiedlich auswirken, haben wir wiederum ein log-lineares Modell berechnet (vgl. Tabelle 4). In dieses gingen die folgenden Variablen ein: Die Teilnahme an der ersten Panelwelle als abhängige Variable sowie das Alter, das Durchschnittseinkommen des Ortsteils und die Gewährung eines Incentives als unabhängige Variablen.¹¹ Die Frage war hierbei, ob es gelingt, die empirischen Daten über ein Modell zu beschreiben, das nur die Haupteffekte dieser Faktoren beinhaltet und insbesondere ohne Interaktionseffekte zwischen dem Incentive und den anderen unabhängigen Variablen auskommt. Dabei zeigt sich, daß bereits ein Modell ohne Interaktionseffekte nicht mehr signifikant von den empirischen Daten abweicht, was dahingehend interpretiert werden kann, daß sich Incentives in allen untersuchten Gruppen gleich auswirken.

¹¹ Ursprünglich enthielt unser Modell noch das Geschlecht der Zielperson als erklärende Variable. Dadurch ergab sich das Problem, daß die zu analysierende Kontingenztafel $2 \times 2 \times 2 \times 6 \times 5 = 240$ Zellen umfaßte, von denen naturgemäß viele gar nicht oder sehr schwach besetzt waren. Unter diesen Bedingungen ist der χ^2 -Anpassungstest keine geeignete Grundlage, um die Güte der Modellschätzung zu beurteilen (*Langeheine et al.* 1996). Da sich zwischen dem Geschlecht und der Teilnahmebereitschaft weder bi- noch multivariat signifikante Zusammenhänge zeigten, haben wir die Variable wieder aus dem Modell entfernt, damit die Zahl der Zellen halbiert wird und so die geschilderten Probleme vermieden werden.

Tab. 5: Der Effekt des ersten Incentives auf den Rücklauf unter Berücksichtigung des Geschlechts, des Alters und des Durchschnittseinkommens des Ortsteils
- Ergebnisse eines log-linearen Modells -

	β	p	LR- χ^2	df
Modellgüte		0,088	122,03	108
Konstante	0,177			
Incentive PW 2				
Ja	0,245			
Nein	-0,245			
Alter				
18-24	-, -			
25-34	0,219			
35-49	-, -			
50-65	0,315			
66-74	-, -			
75++	-0,646			
Durchschnittseinkommen des Ortsteil				
1. Quintil	-0,182			
2. Quintil	-, -			
3. Quintil	-, -			
4. Quintil	-, -			
5. Quintil	0,172			

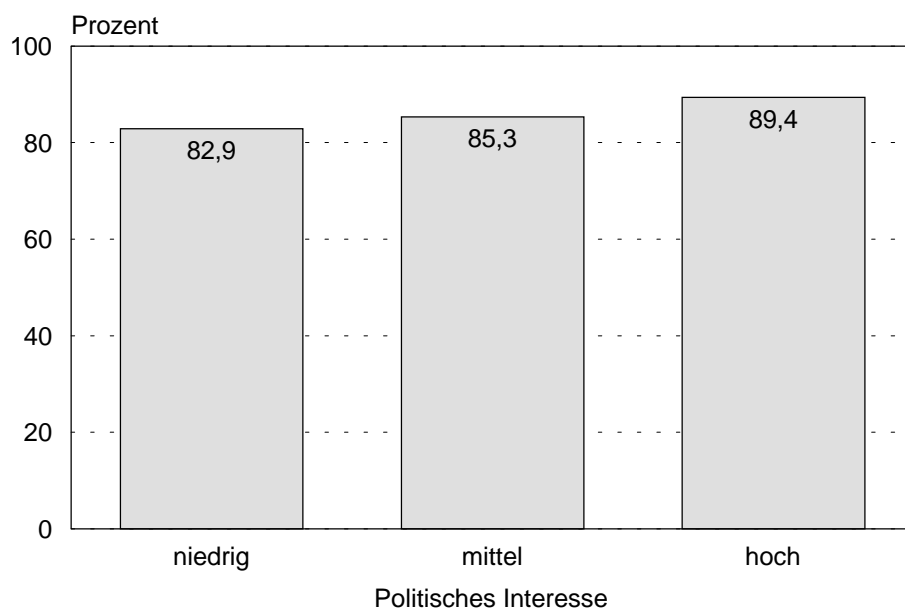
-, -: Koeffizient ist auf dem .05 Niveau nicht signifikant

Die Verwendung von Incentives induziert also keine zusätzlichen Verzerrungen der Stichprobe. Incentives sind allerdings auch nicht in der Lage, die aus der bivariaten Betrachtung bekannten Effekte des Alters und des Durchschnittseinkommens zu kompensieren. So hatten wir erwartet, daß die Wirkung des Incentives durch die Eigenschaft, in einem besser- oder schlechtergestellten Ortsteil zu wohnen, modifiziert wird. Dieser Effekt ist nicht eingetreten. Dies steht in Einklang mit der Untersuchung von **Warriner et al.**, die keine Wechselwirkungen zwischen dem *individuellen* sozioökonomischen Status der Befragten und dem Effekt materieller Incentives feststellen konnten (1996: 557f). Wir werten dies als ein Indiz dafür, daß die von uns eingangs angesprochene Reziprozitätsnorm tatsächlich eine weitverbreitete Gültigkeit besitzt, unabhängig vom monetären Nutzen, den das Incentive für einen Befragten hat. Für diese Interpretation spricht auch die durch zahlreiche Untersuchungen belegte Tatsache, daß bereits kleine Geldbeträge (im amerikanischen Kontext beispielsweise die schon klassische Dollarnote) den Rücklauf deutlich heben, die Wirkung des Incentives mit steigendem Wert des Geschenkes jedoch nur unterproportional zunimmt (**Fox/Crask/Kim** 1988; **James/Bolstein** 1992; **Warriner et al.** 1996).

Die bislang berichteten Analysen bezogen sich ausschließlich auf soziodemographische Variablen. Aus anderen Forschungsarbeiten ist aber bekannt, daß eine der erklärungskräf-

tigsten Determinanten der Interviewteilnahme das Interesse am Thema der Befragung ist. Wie wirkt sich also in unserem Fall das politische Interesse auf die Teilnahmebereitschaft aus? Gelingt es eventuell über die Gewährung von Incentives, auch politisch Nicht-Interessierte zur Interviewteilnahme zu bewegen? Diese Fragen können wir für die erste Panelwelle nicht untersuchen, da das politische Interesse der Zielpersonen naturgemäß zunächst nicht bekannt ist. Da in unserem ersten Fragebogen aber nach dem Interesse an der Politik¹² gefragt wurde, können wir den oben genannten Fragen mit den Daten der zweiten Panelwelle nachgehen. Variiert nun also die Teilnahmebereitschaft an der Wiederholungsbefragung in Abhängigkeit vom politischen Interesse der Zielperson? Zunächst betrachten wir das unabhängig von Incentives. Wie Abb. 11 zeigt, besteht ein schwacher ($\gamma=0,13$) positiver Zusammenhang zwischen dem politischen Interesse und der Teilnahme an der Wiederholungsbefragung: Je höher das politische Interesse, desto größer die Wahrscheinlichkeit, daß eine Zielperson sich an der Wiederholungsbefragung beteiligt. Dieser Zusammenhang ist statistisch signifikant ($p=0,03$).

Abb. 11: Der Rücklauf in der zweiten Panelwelle nach dem politischen Interesse der Zielpersonen

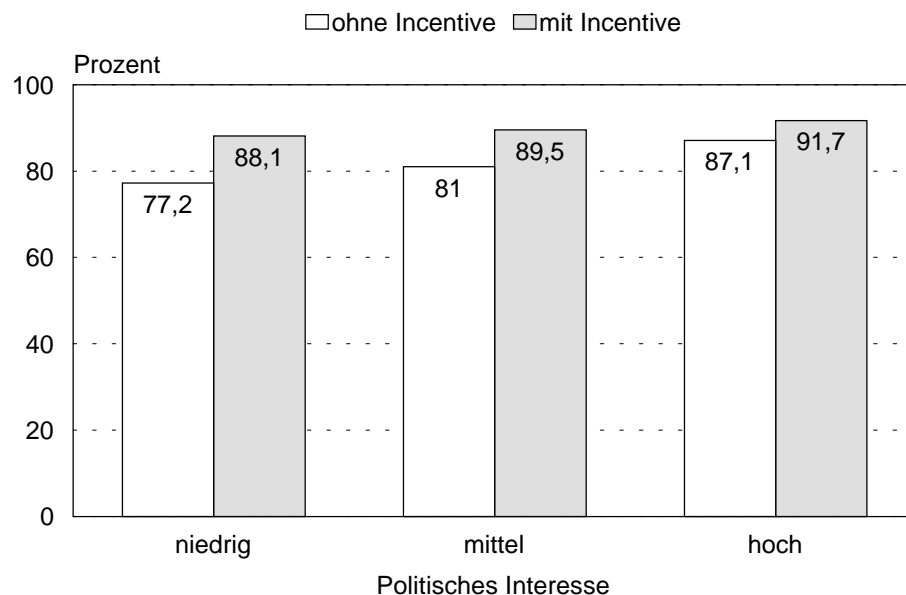


Besteht darüber hinaus auch ein Zusammenhang zwischen der Gewährung eines Incentives und dem Effekt des politischen Interesses auf die Teilnahme an der Wiederholungsbefragung? Dieser Frage gehen wir in Abb. 12 nach. Dort ist der Einfluß des politischen Interes-

¹² Das politische Interesse wurde in der Umfrage über eine siebenstufige Ratingskala mit den beiden Polen „Gar nicht“ bis „Sehr stark“ gemessen. Für die hier berichteten Analysen wurde diese Skala wie folgt recodiert: 1,2,3=„niedrig“; 4=„mittel“; 5,6,7=„hoch“. Die relativen Häufigkeiten dieser drei recodierten Kategorien betragen 18,7%, 23,7% und 57,6%.

ses in Abhängigkeit von der Gewährung eines Incentives in der zweiten Panelwelle dargestellt. Es zeigt sich, daß der Einfluß des politischen Interesses in der Gruppe der Zielpersonen, die kein Incentive erhielten, stärker ausfällt als in der Gruppe der Personen, die ein solches Incentive erhielten. Anders ausgedrückt: Incentives wirken bei politisch Uninteressierten scheinbar stärker als bei politisch Interessierten. In der Gruppe der Personen mit niedrigem politischem Interesse steigt der Rücklauf durch ein Incentive um 10,9 Prozentpunkte, während diese Steigerung in der Gruppe der Personen mit hohem politischem Interesse nur 4,6 Prozentpunkte beträgt. Es scheint also ein Interaktionseffekt zwischen den beiden Größen vorzuliegen. Inwieweit dieser inferenzstatistisch abgesichert werden kann, wollen wir im folgenden im Rahmen eines weiteren log-linearen Modells untersuchen.

Abb. 12: Der Rücklauf in der zweiten Panelwelle nach dem politischen Interesse der Zielpersonen und der Gewährung eines Incentives



In diese Analyse gehen die Teilnahme an der Wiederholungsbefragung als abhängige und die Gewährung eines Incentives sowie das im Rahmen der ersten Befragungswelle gemessene politische Interesse der Zielperson als unabhängige Variablen ein. Auch hier sind wir wieder so vorgegangen, daß wir zunächst versucht haben, die empirischen Daten über ein Modell ohne Interaktionsterme zu beschreiben. Bereits mit diesem Modell erhält man eine sehr gute Modellanpassung (vgl. Tab. 5). Dies bedeutet, daß der in Abb. 12 zu beobachtende Interaktionseffekt noch im Rahmen zufälliger Schwankungen liegt und deshalb statistisch nicht signifikant ist. Es ist aber denkbar, daß dieser Effekt stärker ausfallen und somit die Schwelle der Signifikanz überschreiten würde, wenn die Stichprobe nicht ohnehin positiv vorselektiert wäre – schließlich handelt es sich um Zielpersonen, die durch ihre Antwort in der ersten Welle bereits ein Mindestmaß an Interesse an der Umfrage gezeigt

haben. Es ist also nicht auszuschließen, daß ein ähnliches Design, wenn es für die erste Panelwelle möglich gewesen wäre, dort signifikante Wechselwirkungen zwischen dem politischen Interesse und dem Effekt des Incentives aufgedeckt hätte.

Tab. 6: Der Effekt des zweiten Incentives auf die Haltequote unter Berücksichtigung des politischen Interesses der Zielperson - Ergebnisse eines log-linearen Modells

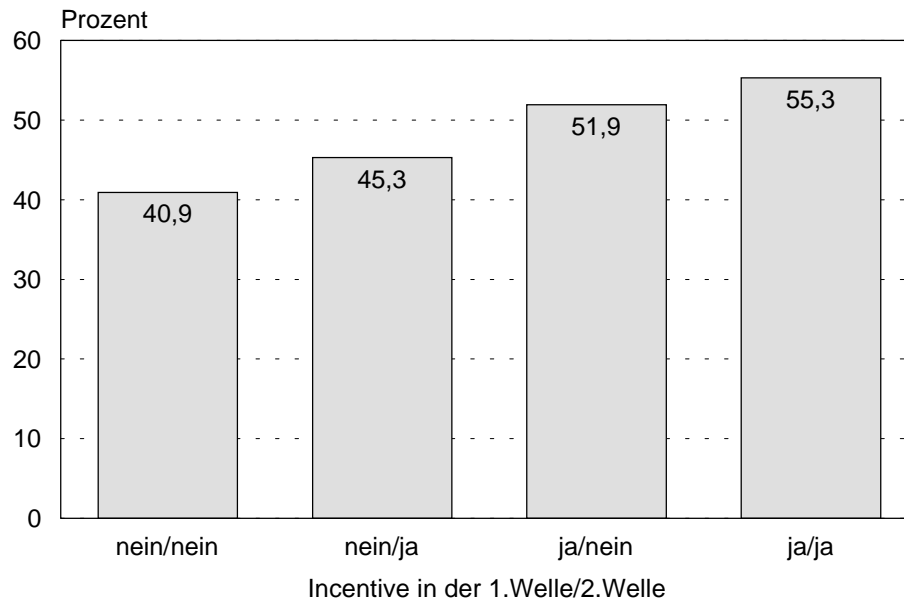
	β	p	LR- χ^2	Df
Modellgüte		0,695	0,73	2
Konstante	1,854			
Incentive PW 2				
Ja	0,305			
Nein	-0,305			
Politisches Interesse				
Niedrig	-0,243			
Mittel	-, -			
Hoch	0,314			

-, -: Koeffizient ist auf dem .05 Niveau nicht signifikant

5.5 In welcher Panelwelle sollte das Incentive eingesetzt werden?

Betrachten wir nun abschließend die Gesamtausschöpfung der zweiten Panelwelle, also die Ausschöpfungsquote bezogen auf die der ersten Panelwelle zugrundeliegende Stichprobe (vgl. Abb. 8), die wir durch einfache Multiplikation der jeweiligen Ausschöpfungsquoten der beiden Panelwellen ermittelt haben. Der höchste Gesamtrücklauf ergibt sich mit 55,3 Prozent erwartungsgemäß in der Gruppe von Personen, die in beiden Wellen ein Incentive erhielt. Am niedrigsten ist der Rücklauf hingegen, wenn weder in der ersten noch in der zweiten Panelwelle ein Incentive eingesetzt wurde. Er beträgt dann lediglich 40,9 Prozent. Wird nur in einer der beiden Wellen ein Incentive gewährt, so liegen die Ausschöpfungsquoten zwischen diesen beiden Extremwerten. Obwohl keine Hysteresis-Effekte existieren, erweist es sich dabei als effektiver, das Incentive bereits in der ersten Welle einzusetzen, wenn man sich aus Kostengründen auf *ein* Incentive beschränken muß. Denn der Gesamtrücklauf liegt dann mit 51,9 Prozent deutlich höher, als wenn das Incentive erst in der zweiten Welle gewährt wird. Hier beträgt der Rücklauf nur 45,3 Prozent.

Abb. 13: Die Gesamtausschöpfung im Panel in Abhängigkeit vom ersten und zweiten Incentive



6 Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Unsere Ergebnisse zeigen zunächst, daß auch bei der Durchführung von Panelstudien die schriftliche Befragung nach der Total-Design-Methode eine echte Alternative zu den momentan dominierenden mündlichen bzw. telefonischen Befragungsformen darstellt. Selbst in der Gruppe, die keinerlei Incentive erhalten hat, erzielen wir in der ersten Welle eine Ausschöpfungsquote von fast 50 Prozent und eine Haltequote von mehr als 80 Prozent bei der Wiederholungsbefragung. Berücksichtigt man, daß diese Studie in einem großstädtischen Milieu durchgeführt wurde, so ist dieses Ergebnis aus unserer Sicht außerordentlich zufriedenstellend.

Darüber hinaus konnten wir durch unser Methodenexperiment zeigen, daß ein geeignetes materielles Incentive die *Ausschöpfungsquote* schriftlicher Befragung steigert, wobei der rücklaufsteigernde Effekt in der ersten Welle unserer Panelbefragung deutlich größer ausfällt als in der zweiten. Dieser Effekt stellt sich unabhängig vom Alter und vom Geschlecht der Zielperson ein und scheint auch vom sozio-ökonomischen Kontext nicht beeinflußt zu werden.

Wir konnten darüber hinaus zeigen, daß die *Haltequote* in der zweiten Panelwelle von einem in der ersten Panelwelle gewährten Incentive nicht beeinflußt wird, d.h. es tritt kein Hysteresis-Effekt auf. Ebenso wenig kommt es zu einer Wechselwirkung zwischen dem ersten und dem zweiten Incentive, d.h. beide Incentives wirken völlig unabhängig voneinander.

Aufgrund der finanziellen Restriktionen wird man sich zumeist auf den Einsatz eines einzigen Incentives beschränken. Unsere Befunde sprechen dafür, daß es effizienter ist, das Incentive bereits in der ersten Panelwelle einzusetzen. Obwohl zwischen beiden Incentives keine Wechselwirkungen auftreten, läßt sich so eine höhere Gesamtausschöpfung erzielen. Zudem reduziert sich die Zahl der Personen, die mehrfach angeschrieben werden müssen, bereits in der ersten Welle, was wegen des dort noch größeren Stichprobenumfangs besonders wünschenswert ist.

Ob sich unsere Befunde auch auf mehrwellige und längerfristig angelegte Panels übertragen lassen, muß aber vorerst eine offene Frage bleiben. Auch ist darauf hinzuweisen, daß Incentives möglicherweise unerwünschte Konsequenzen nach sich ziehen können: Wie unlängst gezeigt wurde, kann der Einsatz von Incentives auf seiten der Befragten zu der Erwartung führen, daß für die Teilnahme an der Befragung generell eine materielle Vergünstigung zu gewähren sei (*Singer/Hoewyk/Maher* 1998). Analog zu den von *Frey* (1997) beschriebenen Prozessen können offenbar auch im Bereich der empirischen Sozialforschung monetäre Anreize langfristig die intrinsische Motivation der Respondenten zerstören. Wenn aufgrund dieser Effekte langfristig die Bereitschaft, sich unentgeltlich an einem Interview zu beteiligen, weiter sinken würde, würde sich die ohnehin schwierige Situation der Umfrageforschung weiter verschlechtern.

Anhang

Tab. A1: Die Ausschöpfung der Stichprobe in Abhängigkeit von der Gewährung eines materiellen Incentives

1. Panelwelle								
	Ohne Incentive			Mit Incentive				
Bruttostichprobe	1.000			3.000				
./. stichprobenneutrale Ausfälle	<u>28</u>			<u>98</u>				
Bereinigter Stichprobenansatz	972	100,0		2.902	100,0			
./. systematische Ausfälle	<u>492</u>			<u>1.114</u>				
Auswertbare Interviews	480	49,4		1.788	61,6			
in der 2. Welle nicht ange- schrieben	14			37				
Bruttostichprobe 2. Welle	466			1751				
2. Panelwelle								
	Ohne Incentive		Mit Incentive		Ohne Incentive		Mit Incentive	
Bruttostichprobe	228		238		877		874	
./. stichprobenneutrale Ausfälle	<u>3</u>		<u>7</u>		<u>29</u>		<u>18</u>	
Bereinigter Stichprobenansatz	225	100,0	231	100,0	848	100,0	856	100,0
./. systematische Ausfälle	<u>39</u>		<u>19</u>		<u>133</u>		<u>87</u>	
Auswertbare Interviews	186	82,7	212	91,8	715	84,3	769	89,8
<i>Gesamtauschopfung über beide Wellen</i>	40,9		45,3		51,9		55,3	

Literatur:

- Arzheimer, Kai / Klein, Markus** 1998: Die Conjoint-Analyse als Instrument der empirischen Wahlforschung. Papier für die Tagung „Wahlen und Wahlforschung: Kontinuität und Wandel“ des Arbeitskreises „Wahlen und politische Einstellungen“ der DVPW vom 14. bis 15. Mai in Mainz.
[www.uni-mainz.de/~arzheim/conjoint/Conjoint.html]
- Bauer, Karde** 1988: Schriftliche Befragungen im Panel. In: Planung und Analyse, 5, S. 206-209.
- Blasius, Jörg / Reuband, Karl-Heinz** 1996: Postalische Befragungen in der empirischen Sozialforschung. In: Planung und Analyse, 1, S. 35-41.
- Blau, Peter M.** 1964: Exchange and Power in Social Life. New York: Wiley.
- Brehm, John** 1994: Stubbing our Toes for a Foot in the Door? Prior Contact, Incentives and Survey Response. In: International Journal of Public Opinion Research, 6, S. 45-63.
- Bruvold, N. T. / Corner, J. M.** 1988: A model for estimating the response rates to a mailed survey. In: Journal of Business Research, 16, S. 101-116.
- Christoffersen, M. N.** 1987: The educational bias of mail questionnaires. In: Journal of Official Statistics, 3, S. 459-464.
- Church, Allan H.** 1993: Estimating The Effect of Incentives on Mail Survey Response Rates: A Meta-Analysis. In: Public Opinion Quarterly, 57, S. 62-79.
- Clark, G. L. / Kaminski, P. F.** 1988: How to get more for your money in mail surveys. In: Journal of Business and Industrial Marketing, 3, S. 17-23.
- Dalecki, M. G. / Ilvento, T.W. / Moore, D. E.** 1988: The effects of multi-wave mailings on the external validity of mail surveys. In: Journal of the Community Development Society, 19, S. 51-70.
- De Jonge, L. / Van Veen, W. M. Opendijk / Pooters C.** 1977: Accounting for the speed of response in mail-panel surveys. In: European Research, 5, S. 172-180.
- Dillman, Don A.** 1978: Mail and telephone surveys: The Total Design Method. New York.
- Finn, David W. / Wang, Chih-Kang / Lamb, Charles W.** 1983: An examination of the effects of sample composition bias in a mail survey. In: Journal of the Marketing Research Society, 25, S. 331-338.
- Fox, Richard J. / Crask, Melvin R. / Kim, Jonghoon** 1988: Mail survey response rate. A meta-analysis of selected techniques for including response. In: Public Opinion Quarterly, 52, S. 467-491.
- Frey, Bruno S.** 1997: Markt und Motivation. Wie ökonomische Anreize die (Arbeits-)Moral verdrängen. München.
- Gehring, Uwe W. / Wagner, Michael** 1998: Wahlbeteiligung im hohen Alter. Ergebnisse der Berliner Altersstudie. Manuskript.
- Gouldner, Alvin** 1960: The Norm of Reciprocity: A Preliminary Statement. In: American Sociological Review, 25, S. 161-178.
- Groves, Robert M.** 1992: Understanding the Decision to participate in a survey. In: Public Opinion Quarterly, 56, S. 475-495.
- Hare, Sheri / Price, James H. / Flynn, Michael G. / King, Keith A.** 1998: Increasing Return Rates of a Mail Survey to Exercise Professionals Using a Modest Monetary Incentive. In: Perceptual and Motor Skills, 86, S. 217-218.
- Heberlein, Thomas A. / Baumgartner, Robert** 1978: Factors Affecting Response Rates To Mailed Questionnaires: A Quantitative Analysis of the Published Literature. In: American Sociological Review, 43, S. 447-462.
- Hippler, Hans-Jürgen** 1988: Methodische Aspekte schriftlicher Befragungen: Probleme und Forschungsperspektiven. In: Planung und Analyse, 6, S. 244-248.

- Hippler, Hans-Jürgen / Seidel, Kristiane** 1985: Schriftliche Befragungen bei allgemeinen Bevölkerungstichproben - Untersuchungen zur Dillmanschen "Total Design Method". In: ZUMA-Mitteilungen 16, S. 39-56.
- Homans, G. C.** 1961: Social Behavior: Ist Elementary Forms. New York: Harcourt, Brace & World.
- Huxley, Stephen J.** 1980: Predicting response speed in mail surveys. In: Journal of Marketing Research, 17, S. 63-68.
- James, Jeannine M. / Bolstein, Richard** 1990: The Effect of Monetary Incentives and Follow-Up Mailings on the Response Rate and Response Quality in Mail Surveys. In: Public Opinion Quarterly, 54, S. 346-361.
- James, Jeannine M. / Bolstein, Richard** 1992: Large Monetary Incentives and their Effects on Mail Survey Response Rates. In: Public Opinion Quarterly, 56, S. 442-453.
- Kanuk, Leslie / Berenson, Conrad** 1975: Mail Surveys and Response Rates: A Literature Review. In: Journal of Marketing Research, 12, S. 440-453.
- Langeheine, Rolf / Pannekoek, Jeroen / van de Pol, Frank** 1996: Bootstrapping Goodness-of-Fit-Measures in Categorical Data Analysis. In: Sociological Methods & Research, 24, S. 492-516.
- Linsky, Arnold S.** 1975: Stimulating Responses to Mailed Questionnaires: A Review. In: Public Opinion Quarterly, 39, S. 82-101.
- Martinez-Ebers, Valerie** 1997: Using Monetary Incentives with Hard-To-Reach Populations in Panel Surveys. In: International Journal of Public Opinion Research, 9, S. 77-86.
- Mowen, John C. / Cialdini, Robert B.** 1980: On implementing the Door-in-the-Face compliance technique in a business context. In: Journal of Marketing Research, 17, S. 253-258.
- Nederhof, Anton J.** 1983: The Effects of Material Incentives in Mail Surveys: Two Studies. In: Public Opinion Quarterly, 47, S. 103-111.
- Niedermayer, Oskar** 1989: Zur Übertragung der "Total Design Method" auf schriftliche Befragungen in der Bundesrepublik. In: Jürgen W. Falter / Hans Rattinger / Klaus G. Troitzsch [Hrsg.]: Wahlen und politische Einstellungen in der Bundesrepublik Deutschland. Frankfurt a.M. / Bern / New York / Paris, S. 332-348.
- Podszuweit, Ulrich / Schütte, Wolfgang** 1997: Sozialatlas Hamburg 1997. FH Hamburg, Fachbereich Sozialpädagogik.
- Reuband, Karl-Heinz** 1998: Panelmortalität in postalischen Erhebungen und soziale Zusammensetzung der Befragten. Ergebnisse einer allgemeinen Bevölkerungsumfrage. In: Planung und Analyse, 3, S. 16-21.
- Singer, Eleanor** 1998: Incentives for Survey Participation: Research on Intended and Unintended Consequences. In: ZUMA-Nachrichten, 42, S. 7-29.
- Singer, Eleanor / Hoewyk, Johnvan / Maher, Mary P.** 1998: Does the Payment of Incentives create Expectation Effects? In: Public Opinion Quarterly, 62, S. 152-164.
- Thibaut, J.W. / Kelley, H.H.** 1959: The Social Psychology of Groups. New York: Wiley.
- Warriner, Keith / Goyder, John / Gjertsen, Heidi / Hohner, Paula / Mc Spurren, Kathleen** 1996: Charities, No; Lotteries, No; Cash, Yes. Main Effects and Interactions in a Canadian Incentive Experiment. In: Public Opinion Quarterly, 60, S. 542-562.
- Willimack, Diane K. / Schuman, Howard / Pennell, Beth-Ellen / Lepkowski, James M.** 1995: Effects of Prepaid Nonmonetary Incentive on Response Rates and Response Quality in a Face-to-Face Survey. In: Public Opinion Quarterly, 59, S. 78-92.
- Yu, Julie / Cooper, Harris** 1983: A Quantitative Review of Research Design Effects on Response Rates to Questionnaires. In: Journal of Marketing Research, 20, S. 36-44.